

東海大學經濟學系碩士班
碩士論文

股價現值模型長短期非線性行為的探討：
跨國的實證研究



指導教授:陳仕偉博士
研究生:盧碧伶

中華民國九十五年六月

謝 誌

兩年研究所生涯將在謝誌中劃下完美的句點,在學業結束的背後,我要感謝許多朋友及親人,首先,我要感謝我的爸媽給我無限的鼓勵及支持不然不會有今日的我。

同時,感謝我的指導教授陳仕偉老師這兩年來的指導,不厭其煩的給予我論文上的指導及建議,老師對學術的執著、對事情的要求、對學生的用心、以及積極嚴謹的處事態度,讓我對總體研究從渾沌無知到充滿興趣。並總在我手足無措、迷失方向時,亮起一盞明燈,指引著我的方向,並且不辭辛勞的逐字修改學生論文,讓論文的品質上能夠有更完美的呈現。常常老師忙於學術研究三餐以簡單為訴求,並且忙到胃痛,這種認真忘我的態度,深深的影響著我,另外感謝政治大學金融學系沈中華教授,及東海大學金融學系王凱立教授,溫文儒雅的學者風範,對論文口試的指導,給學生更大的思考與學習及進步的空間,亦讓學生獲益良多。

感謝研究所同學,亦師亦友的俊良,在論文上給予我不少的指點及建議,鄰居凱晶,在我生活中增添不少歡樂,以及秀香、志偉、建志、漢陞、文琳、昱昕、小草,感謝大家陪我度過這兩年歡樂的時光。另外亦要感謝異性好友靖凱,陪我度過許多歡笑與失意。

最後要把論文獻給我的父親與母親,他們是我最大的精神支柱,最後感謝在這段期間,所有幫助過我的每一個人,謝謝你們,我愛你們!

盧碧伶 謹誌

2006.07 大肚山

摘要

本文探討股價現值模型長短期非線性行為特色, 我們以美國、德國、日本及英國的股票及股利資料, 探討基本上是否具備非線性特性? 共整合檢定結果顯示, 德國股價對股利具有線性共整合關係, 也具有反饋效果; 而美國、英國和日本等 3 國股市並未與股票股利存在線性共整合之長期均衡關係, 推翻了傳統財務理論上 Campbell et al. (1997) 股價現值模型的理論, 但是卻可由考慮了變動因素的非線性模型的實證結果得到共整合之長期均衡關係, 應證了由 CLM 和 Campbell and Shiller (1988a,1988b) 提出的非線性模型較具解釋能力, 突顯了傳統線性模型往往無法捕捉到非線性共整合的特性。因果關係檢定結果顯示, 美國和德國由於期間長所以股利對股價存在線性因果關係, 也具有反饋效果; 而英國避開了第二次的石油危機, 由傳統的線性模型找到股利對股價具因果關係。另外日本因期間相當短正遇 1990 年第三次石油危機及 1997 年亞洲金融風暴, 所以可能受政經因素影響很大, 因此沒有因果關係。且我們發現到線性因果關係檢定和非線性因果關係檢定可得到一致性的檢定結果, 表示在解釋能力更大的非線性模型下剛好與傳統的線性模型檢定結果一樣, 兩者並不衝突, 代表傳統的股價現值模型並沒有非線性無法捕捉的部份, 所以和多考慮變動因素的非線性模型皆剛好捕捉到相同的因果關係, 然而我們依然可由共整合結果推論非線性模型較傳統線性模型具解釋能力, 因此由學者及投資者的角度而言, 在探討股價基本面影響時, 應由加入時間變動因素的非線性模型加以探討, 較能捕捉到真實的股價。

關鍵詞: 股價現值模型, 非線性, 因果關係, 長期均衡關係

JEL 分類代號: G12

章節目錄

1	前言	1
2	理論及文獻回顧	4
2.1	理論模型	4
2.2	實證文獻	6
3	實證方法	10
3.1	線性因果關係檢定	10
3.2	非線性因果關係檢定	11
3.3	非線性共整合檢定	15
4	實證結果分析	17
4.1	資料來源與說明	17
4.2	線性共整合檢定結果	18
4.3	非線性共整合檢定結果	19
4.4	線性因果關係檢定結果	19
4.5	非線性因果關係檢定結果	21
4.6	與過去相關文獻對比	22
5	結論與建議	25
	參考文獻	27

表目錄

1	各國股價和股利之基本統計量	30
2	單根檢定結果	31
3	線性共整合檢定	32
4	非線性共整合檢定	32
5	線性 Granger 因果關係檢定	33
6	非線性 Granger 因果關係檢定—美國	34
7	非線性 Granger 因果關係檢定—英國	35
8	非線性 Granger 因果關係檢定—日本	36
9	非線性 Granger 因果關係檢定—德國	37
10	非線性 Granger 因果關係檢定結果比較	38
11	與 Kanas (2005) 比較	39
12	本文結果	40

圖目錄

1	各國股價及股利原始資料值	41
---	------------------------	----

1 前言

對投資者而言, 想要精確地掌握股市脈動、穩創財富, 必定要先了解股價究竟如何決定? 什麼樣的理論模型能夠適切地描述股價的波動? 這些問題一直是大家所關心的焦點。而早在傳統財務理論上就已經提出股價現值模型 (present value model, 簡寫成 PV 模型), 說明股票價格是由未來各期股利的折現值所決定, 投資者及經濟專家學者也根據這個模型希望能夠精確地估算出股票的市場價格, 但是過去許多研究指出, 傳統的線性模型可能無法正確地反應出股票真正的價格, 其中一個可能因素是未考慮非線性的影響, 因此引發本文研究非線性面的動機。

線性的股價現值模型之所以會無法由基本面捕捉到真實的股價, 主要是因為預期股票報酬率是固定的, 然而現實生活中往往並非如此, 例如: Campbell and Shiller (1988a, 1988b) 提出取對數後的收益率來解釋動態模型進行非線性的實證探討, Chung and Lee (1998) 探討日本、韓國、香港與新加坡等四個國家的股價偏離其基本面的現象。Summer (1986) 嘗試以泡沫的角度解釋股票市場偏離市場基要的現象, 結果證實泡沫存在。Flood and Gaber (1980) 則是探討德國超級通貨膨脹期間的物價泡沫現象, 實證結果顯示並無價格泡沫存在, 代表可能受到其他非基本面的變動因素影響。Flood and Hodrick (1990) 認為資產價格的變動有一部份是受到自我實現 (self-fulfilling) 因素的影響, 而這類非基本面因素 (non-fundamental factor) 所造成的價格變動, 常常無法反映在資本化價格上, 因而歸類於泡沫面的討論, 以上皆顯示了傳統線性模型可能無法反應股價的真實波動。

在非線性模型分析文獻中, Krugman (1987) 提出『一觸即發策略模型』 (the trigger strategies model), 從投資組合與保險間的關係來探討股價-股利非線性的變動關係。Cutler (1991) 的文獻亦探討財務市場上的投機行爲, 認為投資者意識到「心理因素」阻礙股價上升, 並建立一個股價跟股利的非線性關係。Kiyotaki (1990) 亦指出市場股價與基本面的非線性關係, 此非線性關係是由於管理者的素質不確定所造成。Binswanger (2004) 利用雙元的結構的向量自我迴歸模型 (structural vector autoregressive model, 簡寫為 structural VAR) 的

研究方法, 證實絕大部分類股皆存在泡沫現象, 這些學者皆在實證上應證了股價跟市場基要可能呈現非線性的關係。Froot and Obstfeld (1991) 亦提出本質泡沫 (intrinsic bubbles) 模型來檢定股價波動的狀況。

本文主要目的在探討股價現值模型長短期非線性行為特色, 我們以美國、德國、日本及英國的股票及股利資料, 探討基本上是否具備非線性特性? 傳統的線性 PV 模型是否遺漏了非線性影響因素? 在實證方法上, 首先我們利用傳統的 Engle and Granger 線性共整合關係檢定法及線性的 Granger 因果關係檢定法, 檢定各國的股價和股利是否具有長期的穩定關係及短期因果關係? 但是若股價波動具有非線性的特性時, 這部份的行為是線性模型所無法刻劃的, 因此我們接著利用 Breitung (2001) 提出的非線性共整合檢定及 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定方法與 Diks and Panchenko (2004b) 修正後的非線性因果關係檢定方法進行實證分析。倘若確實存在顯著的非線性行為, 則支持了非線性模型在股價股利波動特性探討上的正確性。本文的實證結果所萃取出線性或非線性關係訊息, 應該有助於經濟學者、投資大眾進一步瞭解股價的波動行為。

過去文獻多指出股價和股利波動具有非線性的關係, 而這部份的特性是線性模型所無法捕捉出來的, 因此才有愈來愈多的非線性模型經由不同的觀察角度或是計量方法, 藉以分析總體時間序列的不對稱性。在早期有關非線性的文獻中多以 Baek and Brock (1992) 及 Hiemstra and Jones (1994) 提出的非線性 Granger 因果關係檢定法來探討變數間的非線性關係, 如 Kanas (2005) 用 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性 Granger 因果關係法來檢定, 但此方法只有在某些特殊條件成立下才能真正地檢定非線性因果關係。不同於過去文獻, 本文的第一個特點是採用 Diks and Panchenko (2004b) 的修正方法來檢定非線性因果關係, 更能較精確地捕捉股價和股利間的非線性因果關係, 這是之前文獻所未討論過的。另外過去文獻多以 Granger (1991) 及 Granger and Hallman (1991) 提出的非線性共整合檢定來捕捉變數間的均衡關係, 而本文改採用近年 Breitung (2001) 提出的排序 (rank) 檢定法來檢定非

線性共整合關係, 亦為本文的特色之一。

另外本文與 Kanas (2005) 結論相同, 有鑒於線性的股價現值模型的失敗, 改用非線性的方式探討 1978 年 1 月至 2002 年 5 月間英國、美國、日本、德國的股價-股利關係。也與 West (1987) 結論相同, 皆推翻了傳統線性 PV 模型的理論。West (1987) 對美國股市投機型泡沫進行實證研究, 他檢定 1871 到 1980 的 S&P 股價指數及 Dow Jones 指數及其股利, 實證結果為拒絕虛無假設, 表示可能股價隱含有非基本面的影響因素。且亦同 Psaradakis, Sola and Spagnolo (2004) 的實證結果, 其採用兩步驟的估計方法, 以美國股價跟股利為對象, 估計馬可夫轉換誤差修正模型, 結論說明可能有內生的泡沫或是時間變動折現因子, 使得股票價格偏離基本面, 表示具有非線性影響因素的存在。

本文共分為五節討論, 第一節為前言, 說明本文之研究動機與探討之目的。第二節為理論基礎與文獻的探討, 先介紹傳統線性股價現值模型, 指出股票價格是由未來各期股利的折現值所決定, 再提出考慮其他變動因素的非線性模型, 說明考慮時間變動的非線性模型較傳統的線性模型具解釋能力, 之後則回顧股價和股利為非線性的實証文獻, 第三節介紹本文所採用的實證模型以及研究方法, 包括 Breitung (2001) 非線性共整合檢定與 Granger 線性共整合檢定, 另外利用自我迴歸矩陣模型 (vector autoregressive model, VAR) 探討線性因果關係, 並用 Diks and Panchenko (2004b) 修正後的非線性因果關係檢定法檢驗股價跟股利間是否存在非線性因果關係? 第四節為實證結果, 我們先由線性共整合和非線性共整合檢定比較, 發現可找到非線性面的影響因素, 另外針對修正前修正後的非線性因果關係檢定結果進行比較, 並且對照各國線性與修正後非線性因果關係結果加以解釋, 並且進一步將實證所得結果與過去相關文獻相對比較。第五節則為結論與建議。

2 理論及文獻回顧

傳統財務理論上, 股價現值模型指出股票價格是由未來各期股利的折現值所決定, 此折現值即為市場基要 (fundamental), 然而現實生活中股票價格的波動往往超出市場基要所能解釋, 因此很多學者認為有泡沫現象的存在。對於這種現況, 我們將由模型設定的角度去探討, 因為在傳統的股價現值模型中, 是假設固定的預期報酬率且為線性的模型, 然而許多實證文獻結果與股價現值模型中的結論並不吻合, 因而許多學者改由非線性的角度來探討股價跟股利之間的連動關係。

2.1 理論模型

在 Campbell et al. (1997)(簡寫為 CLM) 裡討論股價現值模型的基本理論架構中, 投資人所獲得的報酬率為股票價格上漲 (下跌) 的資本利得 (或損失), 加上當期股票所發放的股票股利, 即實際報酬率為:

$$R_{t+1} = \left(\frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} \right) \quad (1)$$

其中 P_t 是第 t 期期末的股票價格, P_{t+1} 是第 $t + 1$ 期期末的股票價格, D_{t+1} 是第 $t + 1$ 期期末的股票股利。當效率市場均衡時, 市場上不存在任何套利 (arbitrage) 機會, 且在預期股票報酬是固定的條件下, $E_t(R_t) = R$, 對 (1) 式取期望值可得:

$$P_t = E\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R}\right) \quad (2)$$

當延伸到無窮期時,

$$P_t = E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + R}\right)^i D_{t+1}\right] \quad (3)$$

此式即代表市場基要。

當股利預期成長率是固定 G 時, 可知:

$$\begin{aligned} E_t[D_{t+i}] &= (1 + G)E_t[D_{t+i-1}] \\ &= (1 + G)^i D_t \end{aligned} \quad (4)$$

將其代入 (3) 式導出「Gordon (1962) 成長模型」,

$$P_t = \frac{E[D_{t+1}]}{R - G} = \frac{(1 + G)D_t}{R - G} \quad (5)$$

其必要條件為固定預期報酬率 R 跟固定股利成長率 G , 且需滿足數學式 $G < R$ 的限制條件。

如果我們從 (3) 式等式兩邊均扣除 $\frac{D_t}{R}$, 可得到:

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \frac{1}{R} E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + R}\right)^i \Delta D_{t+1+i}\right] \quad (6)$$

從以上的等式可知, 若 D_t 存在有單根的現象則 P_t 股票價格應有單根的線性過程, 如果股利變動呈現定態(stationary), 那麼股價亦應呈現定態的關係。

(3) 式是基於預期股票報酬率是固定的條件下, 這種假設是爲了方便數學上的操作, 以便得到明確的結果, 然而實證資料結果並不符合這種現象。所以在預期股票報酬率會隨時間變動下, 則 (2) 式及 (6) 式的股價和股利將會呈現出非線性的關係。然而傳統的分析架構無法探討此非線性現象, 爲解決這問題, 由 CLM 和 Campbell and Shiller (1988a,1988b) 所發展出對數線性 (log-linear) 的近似方法, 將非線性轉爲線性模型加以探討, 主要是對股價報酬取對數, 如下所示:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &\equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \\ &= p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) \end{aligned} \quad (7)$$

r_{t+1} 是 R_{t+1} 取對數, (7) 式等號右邊是股利收益率取對數 (log dividend-price ratio) 的非線性函數, $f(d_{t+1} - p_{t+1})$, 對 (7) 式的平均數做一階泰勒展開:

$$r_{t+1} \approx k + \rho(p_{t+1}) + (1 + \rho)d_{t+1} - p_t \quad (8)$$

比起 (2) 式假設固定預期報酬下的股價線性等式, (8) 式是以對數的股價方式來呈現線性關係, 在長期條件 $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = 0$ 成立下, 排除了理性的泡沫, 因此可得:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (9)$$

(9) 式可再進一步改寫成:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}]\right] \quad (10)$$

Compbell and Shiller (1988a,b) 稱此為動態 Gordon 成長模型 (dynamic Gordon growth model) 或股利比率模型 (dividend-ratio model)。此動態成長模型是由非線性現象做對數線性轉換所導出來的, 以方便非線性方法的延伸及應用。以上理論模型是本文採用非線性方法來分析股價跟股利間變動關係的基礎與依歸。

2.2 實證文獻

在傳統的股價現值模型裡, 股價是未來各期股利的折現值, 而實證支持傳統線性模型的有: Fama and French (1988) 的實證結果支持長期股票報酬具可預測性, 且股價與股利間有線性關係。認為股價決定因子應包含隨機因子與定態因子, 股票報酬率的波動呈現某種程度的可預測性, 可預測到的波動為定態因子所主導的股價走勢; 研究中以多期遞移迴歸係數法探討 1929 至 1985 年間美國股市資料, 發現持有投資組合期間較長的股票報酬呈現了高度的負自我相關性, 並將此現象稱為平均數復歸現象 (mean-reverting),¹ 爾後 Poterba and Summers (1988) 研究結果亦證實股票的長期報酬具負自我相關性。

由於一直以來股票價格波動的問題始終是投資者及學者所關心的議題, 且往往並非理論財務模型所能解釋, 學者們分別以泡沫的角度或潮流 (Fads) 模型 (Summer (1986)), 嘗試解釋

¹平均數復歸現象就是股價具可預測性的解釋之一, 若股價的動態呈現平均數復歸現象, 表示股市於長期間存在著促使股價回歸於基本面的力量, 股價具某種程度的可預測性時, 則股市長期投資風險將會小於短期投資風險。

股票市場偏離市場基要的現象, 如果投資者預期未來將出現的異常現象, 可藉此投機獲利, 在這狀況下股價和股利的關係可能為非線性行為, 如 Krugman (1987) 提出『一觸即發策略模型』, 從投資組合與保險間的關係來探討股價-股利非線性的變動關係。而所謂的一觸即發策略模型是指: 私人投資者在購買含有保險的投資組合時會事先約定一個股價, 當股價高於這一觸擊即發點時投資者買進, 但是一但股價低於這一觸即發點時則不買進。Flood and Hodrick(1990) 認為資產價格的變動有一部份是受到自我實現因素的影響, 而這類非基本因素所造成的價格變動, 常常無法反映在資本化價格上, 以致於會出現資本化價格與市場價格不一致的情況, 一般皆認為在理性預期 (Rational Expectation) 的假設下, 實際資產價格會遵循市場基值, 當實際價格偏離市場基值, 即稱為泡沫現象。Flood and Gaber (1980) 探討德國超級通貨膨脹期間的物價泡沫現象, 利用市場價格、基值與泡沫的等式來檢定泡沫的存在性, 實證結果顯示並無價格泡沫存在, 代表可能受到其他的變動因素影響。

Cutler (1991) 的文獻亦探討財務市場上的投機行為, 認為投資者意識到“心理因素”阻礙股價上升, 一群訊息的交易者會做出投機性的投資來獲利, 並建立一個股價跟股利的非線性關係。West (1987) 對美國股市投機型泡沫進行實證研究, 推翻了傳統線性 PV 模型的理論。他檢定 1871 到 1980 的 S&P 股價指數及 Dow Jones 指數及其股利, 實證結果為拒絕虛無假設, 表示可能股價隱含有非基本面的影響因素。Chung and Lee (1998) 探討日本、韓國、香港與新加坡等四個國家的股價偏離其基本面的現象, 研究指出因香港與新加坡兩個國家的市場較具效率性的情形下, 其股價較難偏離其基本面; 而日本、韓國兩國股票市場較易受到非基本面與非金融面等因素影響, 如易受到政治面的因素干擾。Kiyotaki (1990) 亦指出市場股價跟基本面的非線性關係, 此非線性是由於管理者的素質不確定所造成。人們知道管理者是否被替換, 但是人們不知道管理者的管理風格及處事能力, 所以藉由一段時間觀察來瞭解管理者的行事作風及領導能力。如果是能力好的管理者, 人們對於公司未來的前景會越來越樂觀, 因此股價會上升使其偏離基本面, 直到管理者再度被替換時, 股價會因此回歸到原來的基本面價格。這說

明了股價會隨著類似泡沫的行為而變動且呈現非線性關係。另外 Binswanger (2004) 利用雙元的結構的向量自我迴歸模型, 探討 1960 至 1990 年代的美國、日本與歐洲各國 (包含英國、法國、德國與義大利) 的股價和代表基本面的工業生產指數間的關係, 結論指出 1980 至 1990 年代期間工業生產指數在反應股價的基本面上較 1960 至 1970 年代的解釋能力更低, 換句話說近期的泡沫在股價指數上所佔的比率較高。這些學者皆在實證上應證了股價跟市場基要呈現非線性的關係。而 Froot and Obstfeld (1991) 提出本質泡沫 (intrinsic bubbles) 模型來檢定股價波動的狀況, 他們所定義的本質泡沫是由資產價格外生基本決定因素所導出, 此外生變數為股利, 因此可知道這是個非線性的股價現值模型, 且本質泡沫讓資產價格“過度反應”的改變是在市場機能下產生, 並美國進行實證研究, 證實了股票市場存在本質泡沫。

最近學者提出非線性的股價現值模型, 來修正傳統線性股價現值模型的不完善, 在實證上支持非線性理論的有: Compbell and Shiller (1989) 以股利收益率模型驗證了股利及股價比與未來股票報酬折現總值及股利成長率間存在的非線性的關係, 研究發現股票報酬具可預則性, 股利與股價比對股票報酬呈現正相關, 而股利成長率對股票報酬則具負相關影響。Compbell and Shiller (1988) 提供非線性實證經驗在股價的現值模型, 更進一步提出取對數後的收益率來解釋動態模型, 探討收益率是否會隨時間變動, 結論發現 (1) 取對數的收益率會隨著預期未來股利成長的變動而改變 (2) 短期折現率的測量方法 (如: 短期利息利率、消費成長、股票報酬的波動) 是無法解釋股價的變動 (3) 用取對數後的股利收益率預測仍然有無法解釋的部份。Psaradakis, Sola and Spagnolo (2004) 採用兩步驟的估計方法, 以美國股價跟股利為對象, 估計馬可夫轉換誤差修正模型 (Markov error-correction, 縮寫為 MEC), 依其長期偏誤共整合檢定結果, 說明可能有內生的泡沫或是時間變動折現因子, 使得股票價格偏離基本面, 並說明 MEC 模型具有足夠浮動性可以捕捉到非線性影響因素。

另外 Kanas (2005) 有鑒於線性的股價現值模型的失敗, 改用非線性的方式探討 1978 年 1 月至 2002 年 5 月間英國、美國、日本、德國的股價-股利關係。在檢定非線性的股價現值模型

中, 分別考慮了不含時間變動的同期 (contemporaneous) 檢定和包含時間因素的動態檢定。若在同期的檢定下並無線性共整合實證, 代表長期下不存在穩定的線性關係。於是改用非線性共整合檢定 (Granger, 1991; Granger and Hallman, 1991) 卻發現有顯著的非線性共整合實證, 表示長期下有非線性的穩定關係。並且用 locally-weighted regression (LWR) 檢定方法進行研究, 結果顯示樣本外 (out-of-sample) LWR 下的預測比 OLS 下的預測更精確。在動態下非線性的股價跟股利關係則利用 Beak and Brock (1992) 和 Hiemstra and Jones (1994) 非線性的 Granger 因果關係檢定進行分析, 皆支持非線性理論, 發現不管在同期或是動態下非線性的檢定方法較具解釋能力。

3 實證方法

在本節裡，我們簡要地說明本文所採用的實證方法：包括 Granger (1969) 線性因果關係檢定, Baek and Brock (1992)、Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定, Diks and Panchenko (2004b) 修正後的非線性因果關係檢定統計方法, 以及 Breitung (2001) 非線性共整合檢定。因為單根和線性共整合的定義及常用檢定方法 (如 Dickey-Full 檢定及 Johansen (1991) 檢定) 已經是大家所熟的觀念, 因此, 本文不再做詳細的推導與說明, 有興趣的讀者請參考 Hamilton (1994) 的專書。

3.1 線性因果關係檢定

Granger (1969) 首先提出是否增加預測能力的觀點, 來定義變數間的因果關係, 考慮下式:

$$F(X_t | I_{t-1}) = F(X_t | (I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y})), t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

在 (11) 式中, $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 為雙變量線性隨機過程 (bivariate linear stochastic process) 所產生之恆定數列, $\{I_{t-1}\}$ 為其 $t - 1$ 期間的訊息集合, 因此 $F(X_t | I_{t-1})$ 可視為: X_t 變數給定 $\{I_{t-1}\}$ 訊息集合下的條件機率分配; $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 可稱為: 擁有 L_y 空間長度的 Y_t 變數之訊息集合, 與 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 共同組合成 $\{I_{t-1}\}$ 訊息集合。若 (11) 式不成立, 則過去的 Y 歷史資料有助於預測現在或未來的 X 變數, 亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係。相同的, 考慮下式:

$$F(Y_t | I_{t-1}) = F(Y_t | (I_{t-1} - X_{t-L_x}^{L_x})), t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

若 (12) 式不成立, 則 X 對 Y 有 Granger 因果關係, 也就是 X 歷史資料有助於預測現在或未來的 Y 變數。而當 (11) 式和 (12) 式均不成立, 則有雙向因果關係 (two-way causation) 的現象, 亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係, 且 X 對 Y 有 Granger 因果關係, Y 和 X 的歷史資料有助於預測現在或未來的 X 和 Y , 這在文獻上稱為反饋關係 (feedback)。

根據 Granger (1969) 定義的因果關係, Sim (1980) 提供了簡易測定因果關係的方法, 考慮一個二元的向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR):

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \mu_t, \quad (13)$$

$$Y_t = \sum_{k=1}^r \gamma_k X_{t-k} + \sum_{l=1}^s \delta_l Y_{t-l} + v_t, \quad (14)$$

(13) 式和 (14) 式中, μ_t 、 v_t 為兩相互獨立之干擾項, 其機率分配分別為 $\mu_t \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma_{\mu_t}^2)$ 和 $v_t \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma_{v_t}^2)$, 欲檢定 Y 對 X 有 Granger 因果關係的虛無假設和對立假設可表示為:

1. $H_0^A : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$
2. $H_1^A : \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, q \quad (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j, \text{至少有一不為零})$

若拒絕 H_0^A 的虛無假設, 則 Y 的過去歷史訊息, 對現在的 X 有顯著的線性預測能力; 亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係。同理, 在 $H_0^B : \gamma_k = 0$ 的虛無假設下, 若得到拒絕 H_0 的結果, 則 X 的過去歷史訊息, 對現在的 Y 有顯著的線性預測能力, 亦即 X 對 Y 有 Granger 因果關係; 在 H_0^A 和 H_0^B 下, 若拒絕其虛無假設, 則存在反饋關係 (feed back)。

3.2 非線性因果關係檢定

Baek and Brock (1992) 及 Hiemstra and Jones (1994) 提出非線性 Granger 因果關係檢定, 認為在線性因果關係檢定結果中得到無 Granger 線性因果關係, 並不代表沒有非線性因果關係, 因為傳統的 VAR 模型侷限於線性的預測能力, 卻忽略了非線性的效果, 一旦變數間有非線性關係存在時, 傳統線性模型的預測能力將會降低, 因此採用無母數統計法來解釋傳統線性因果關係檢定所無法揭示的非線性因果關係。

Hiemstra and Jones (1994) 利用空間相依 (spatial dependence) 和相關積分 (correlation-integral) 的概念, 在 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 恆定數列空間中, 定義 m 為 X 變數的領先期數, 而 X_t^m

代表由 m 個領先期間所組成的向量, $X_{t-L_x}^{L_x}$ 為 L_x 個落後期間所組成的向量, $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 為 L_y 個落後期間所組成的向量, 如下所示:

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t+m-1}), \quad m = 1, 2, \dots, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (15)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}), \quad X_{L_x} = 1, 2, \dots, \quad t = L_x+1, L_x+2, \dots, \quad (16)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}), \quad Y_{L_y} = 1, 2, \dots, \quad t = L_y+1, L_y+2, \dots \quad (17)$$

若給定 m 值, L_x 和 $L_y \geq 1$, 且 $e > 0$, 則 Y 和 X 具有非線性 Granger 因果關係的條件為:

$$\begin{aligned} & Pr(\| X_t^m - X_s^m \| < e \mid \| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < e, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < e) \\ & = Pr(\| X_t^m - X_s^m \| < e \mid \| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < e), \end{aligned} \quad (18)$$

(18) 式中, $Pr(\cdot)$ 代表機率, $\| \cdot \|$ 表示最大範數 (maximum norm), 所以等式左方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 間的最大距離, 以及給定 $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 和 $Y_{s-L_y}^{L_y}$ 間的最大距離, 均小於 e 的訊息下, 預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離, 小於 e 的訊息下所發生的機率; 而等式的右方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 之間的最大距離, 來預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離小於 e 的訊息下, 所發生的機率。

隨後為方便 (18) 式的檢定, 將聯合條件機率的 form 改寫為非聯合條件機率的比值, 其形式為:

$$\frac{C_1(m + L_x, L_y, e)}{C_2(L_x, L_y, e)} = \frac{C_3(m + L_x, e)}{C_4(L_x, e)}, \quad (19)$$

其中, $C_1(m + L_x, L_y, e)/C_2(L_x, L_y, e)$ 和 $C_3(m + L_x, e)/C_4(L_x, e)$ 分別代表 (19) 式左右

方對應的聯合機率之比值,² 每個部份的聯合機率定義如下:

$$C_1(m + L_x, L_y, e) \equiv Pr(\| X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x} \| < e, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < e), \quad (20)$$

$$C_2(L_x, L_y, e) \equiv Pr(\| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < e, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < e), \quad (21)$$

$$C_3(m + L_x, e) \equiv Pr(\| X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x} \| < e), \quad (22)$$

$$C_4(L_x, e) \equiv Pr(\| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < e). \quad (23)$$

在給定 m 值、 L_x 和 $L_y \geq 1$ 及 $e > 0$ 條件下, 若 (19) 式成立, 則 Y 和 X 不存在非線性 Granger 因果關係。再將相關積分估計量 (correlation- integral estimators) 替代 (20) ~ (23) 式可得:

$$C_1(m + L_x, L_y, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \quad (24)$$

$$C_2(L_x, L_y, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e), \quad (25)$$

$$C_3(m + L_x, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e), \quad (26)$$

$$C_4(L_x, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e), \quad (27)$$

$$t, s = \max(L_x, L_y) + 1, \dots, T - m + 1,$$

$$n = T + 1 - m - \max(L_x, L_y).$$

在 (24) ~ (27) 式中, $I(X, Y, e)$ 為指標函數 (indicator function), 如果 $\| X - Y \| < e$, 則 $I(X, Y, e) = 1$, 其他則為 0。

最後, 利用 (24) ~ (27) 式的聯合機率估計值, 可進行 (18) 式的 Granger 因果關係檢定, 在給定特定維度空間 m 值、 L_x 和 $L_y \geq 1$ 及 $e > 0$ 條件下, 且 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 兩數列

²為了方便運算我們藉由條件機率的定義 $Pr(A | B)$ 可表示為 $Pr(A \cap B) / Pr(B)$, 即貝氏定理, 因此最大誤差範數可將 $Pr(\| X_t^m - X_s^m \| < e, \| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < e)$ 可寫為 $Pr(\| X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x} \| < e)$

符合 Denken and Keller (1983) 假設之定態、弱相依性 (weakly dependent) 及偏歷性 (ergodicity), 其分配為下式所示:

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m + L_x, L_y, e, n)}{C_2(L_x, L_y, e, n)} - \frac{C_3(m + L_x, e, n)}{C_4(L_x, e, n)} \right] \sim N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, e)), \quad (28)$$

其中, $\sigma^2(m, L_x, L_y, e)$ 為變異數, 受到 m, L_x, L_y, e 之影響。我們可以將上式標準化為:

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m + L_x, L_y, e, n)}{C_2(L_x, L_y, e, n)} - \frac{C_3(m + L_x, e, n)}{C_4(L_x, e, n)} \right] / \sqrt{\sigma^2} \sim N(0, 1).$$

Diks and Panchenko (2004a) 指出 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的檢定方法並不完善。因為在 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定方法中得出非線性 Granger 因果關係結果時, 並不代表真的非線性因果關係存在, 而可能是有卻被過度拒絕 (over rejection) 的狀況, 他們並且證明只有在某些特殊條件成立下, HJ 的檢定方法才能真正地檢定非線性因果關係, Diks and Panchenko (2004b) 進一步修正 Hiemstra and Jones 的方法來檢定非線性因果關係, 認為檢定虛無假設時檢定 (18) 式等於檢定下列條件:

$$E \left[\frac{f_{X,Y,Z}(x, y, z)}{f_Y(y)} - \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)} \frac{f_{Y,Z}(y, z)}{f_Y(y)} \right] = 0 \quad (29)$$

式中 $X = X_{t-L_x}^{L_x}$; $Y = Y_{t-L_y}^{L_y}$, 且令 $Z = Y_t$ 。Hiemstra and Jones 的檢定方法在虛無假設下無 Granger 因果關係時, 其真正的條件應為:

$$\frac{E[f_{x,y,z}(x, y, z)]}{E[f_Y(y)]} - \frac{E[f_{x,y}(x, y)]}{E[f_Y(y)]} \frac{E[f_{Y,Z}(y, z)]}{E[f_Y(y)]} = 0 \quad (30)$$

Diks and Panchenko (2004b) 認為 Hiemstra and Jones 的檢定方法不夠完善, 根據 (30) 式修正檢定統計量如下:

$$q = E \left[\left(\frac{f_{x,y,z}(x, y, z)}{f_Y(y)} - \frac{f_{x,y}(x, y)}{f_Y(y)} \frac{f_{Y,Z}(y, z)}{f_Y(y)} \right) g(x, y, z) \right] \quad (31)$$

指出只有在 $q = 0$ 的情況下, 才能正確的檢定非線性因果關係。且令 $g(x, y, z) = f_Y^2(y)$ 再加上式 (31) 可得 \tilde{q} 對應函數如下:

$$\tilde{q} = E[f_{x,y,z}(x, y)f_Y(y) - f_{X,Y}(x, y)f_{Y,Z}(y, z)]. \quad (32)$$

\tilde{q} 的估計式為:

$$\tilde{q}_n = (2\varepsilon)^{dx+2dy+dz} T_n \quad (33)$$

且:

$$T_n = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_i [\sum_{k,k \neq i} \sum_{j,j \neq i} (I_{ik}^{xyz} I_{ij}^{xy} - I_{ik}^{xy} I_{ij}^{yz})], \quad (34)$$

其中 $I_{ij}^W = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon)$, Diks and Panchenko (2004b) 可推得:

$$\sqrt{n} \left(\frac{T_n - (2\varepsilon)^m \tilde{q}}{S_n} \right) \sim N(0, 1). \quad (35)$$

其中 S_n 詳細請見 Diks and Panchenko (2004b) 之附錄。為了減少 T_n 的偏誤, Diks and Panchenko (2004b) 認為須考慮期間的寬度, 當 n 增加時 ε 應該會趨近於零。

3.3 非線性共整合檢定

Breitung 認為 Engle and Granger (1987) 的線性共整合檢定結果為無線性共整合關係時, 並不表示沒有非線性共整合關係的存在。因此, Breitung (2001) 提出排序 (rank) 檢定法, 從非線性的角度並利用依時間序列排序後的數列, 用以檢定變數間是否有非線性共整合關係。

Breitung 考慮兩時間數列 $\{x_t\}_1^T$ 和 $\{y_t\}_1^T$ 以 $y_t = f(x_t) + u_t$ 呈現非線性關係, 其中 y_t 與 $f(x_t)$ 需符合 $I(1)$ 。當檢定結果 u_t 為 $I(1)$ 時, 代表滿足非線性共整合檢定的虛無假設, 則表示 y_t 和 x_t 沒有共整合; 若 u_t 是 $I(0)$ 滿足非線性共整合檢定的對立假設, 表示 y_t 和 x_t 有共整合。在一般經濟理論下 $f(x_t)$ 應為非線性函數, 所以當傳統檢定上將 $f(x_t)$ 視為線性函數下, 用以捕捉非線性的型態時會產生偏誤。因此 Breitung 提出利用殘差所做的非線性共整合檢定, 用以解釋說明 Engle and Granger (1987) 所忽略的非線性面。

Breitung 以一般化的 $u_t = g(y_t) - f(x_t)$ 形式下, 說明變數間是否有非線性共整合關係, 當 u_t 為 $I(0)$ 即表示有非線性共整合關係。另外依時間排序過的數列為 $R_T(x_t) = \text{Rank [of}$

x_t among x_1, \dots, x_t], $R_T(y_t)$ 同 $R_T(x_t)$ 排序定義。若排序的統計量可由 $f(x_t)$ 和 $g(y_t)$ 兩函數替代構成, 即 $R_T[f(x_t)] = R_T(x_t)$ 和 $R_T[g(y_t)] = R_T(y_t)$ 。在虛無假設為檢定沒有直線形的共整合下, Breitung 認為排序的數列並不會隨著資料本身的單調轉換而變動, 因此提出兩個“距離測度”(distance measures);

$$\kappa_T^* = T^{-1} \sup_t |d_t| / \hat{\sigma}_{\Delta d}^2 \quad (36)$$

和

$$\xi_T^* = T^{-3} \sum_t^T d_t^2 / \hat{\sigma}_{\Delta d}^2 \quad (37)$$

式中 $d_t = R_T(y_t) - R_T(x_t)$ 及 $\hat{\sigma}_{\Delta d}^2 = T^{-2} \sum_{t=2}^T (d_t - d_{t-1})^2$, 其檢定統計量的臨界值請參閱 Breitung (2001, 表 1)。

在排序檢定下要求 $f(x_t)$ 和 $g(y_t)$ 必須為單調遞增或是單調遞減的函數, 若我們不知道是否具此性質, 則 Breitung 提出雙尾檢定來取代前者“距離測度”:

$$\Xi_T^* = T^{-3} \sum_t^T \tilde{u}_t^R / \hat{\sigma}_{\Delta u}^2 \quad (38)$$

\tilde{u}_t^R 是 $R_T(y_t)$ 對 $R_T(x_t)$ 的迴歸式所求出的最小平方殘差 (least squares residuals), $\hat{\sigma}_{\Delta u}^2$ 是 \tilde{u}_t^R 的變異數, 當檢定統計量低於信賴區間時則拒絕虛無假設, Ξ_T^* 檢定可延伸到三個以上的變數。

4 實證結果分析

4.1 資料來源與說明

過去學者大多使用線性模型來探討股價和股利間的關係，然而許多實證文獻結果與線性股價現值模型中的結論並不吻合，會產生這種現象多半是由於實證上忽略了非線性面的考量，所以近年來陸續有學者開始質疑傳統線性模型的檢定力，提出更具解釋能力的非線性檢定方法。本文以股價指數及股票股利兩個變數來分析是否非線性模型較具解釋能力？研究對象包括美國、德國、日本及英國 4 個國家，美國股價及股利資料來源在 Robert J. Shiller 教授的網頁中即可下載，³ 而德、英、日三國的資料則取自 Datastream 資料庫，且資料頻率為月資料，⁴ 各國家資料起迄時間分別為，美國：1871 年 1 月至 2004 年 6 月；英國：1986 年 1 月至 2004 年 12 月；日本：1991 年 2 月至 2004 年 12 月；德國：1973 年 1 月至 2004 年 12 月。為了排除名目面的影響因此我們將股票價格及股票股利都除以消費者物價指數平減後，採用實質面的變數進行實証分析，我們將各國股價及股利原始資料圖彙整於圖 1。

表 1 為各國股價和股利之基本統計量，以股價來看，美國股價的平均值為 289.626，標準差為 281.210，分配呈現一個右偏的高狹峰，英國股價的平均值為 41.292，標準差為 11.915，分配呈現一個右偏的低闊峰，日本股價的平均值為 12.327，標準差為 2.462，分配呈現一個右偏的低闊峰，德國股價的平均值為 3.741，標準差為 2.242，分配呈現一個右偏的低闊峰。且在常態性檢定上，四國資料均顯著拒絕分配為常態性假設，而以 Ljung-Box Q(24) 統計量檢定股價是否存在自我相關，結果為四國皆顯著拒絕沒有自我相關假設。同樣地，在檢定股價的平方，結果為皆顯著拒絕沒有自我相關假設。進一步檢定股價是否具有 ARCH 效果，結果為四國股價存在 ARCH 效果。

³Shiller 教授的網址為 <http://www.econ.yale.edu/shiller/>。

⁴使用月資料的原因是：使用頻率較低的資料用以分析各國的股市「較長期」連動的連動關係較明顯，可避免高頻資料中一些突然與偶發的政經事件影響。

由表 1 股利的基本統計量得知, 美國股利的平均值為 10.001, 標準差為 4.206, 分配呈現一個右偏的低闊峰; 英國股利的平均值為 0.046, 標準差為 0.018, 分配呈現一個右偏的低闊峰; 日本股利的平均值為 0.009, 標準差為 0.001, 分配呈現一個右偏的低闊峰; 德國股利的平均值為 0.040, 標準差為 0.025, 分配呈現一個右偏的低闊峰。且常態性檢定結果為除了日本外美、英、德三國皆顯著拒絕分配為常態性假設, 在檢定股利的水準值與平方項是否存在有自我相關特性, 指出四國不論在水準值與平方項上, 結果均顯著拒絕沒有自我相關假設, 表中亦指出四國存在 ARCH 效果。

4.2 線性共整合檢定結果

在進行共整合檢定前要先考慮變數恆定問題, Granger and Newbold (1974) 提出若不考慮變數的單根特性直接進行分析, 可能產生虛假迴歸之問題, 因此我們首先對個別變數進行單根檢定。本文以常使用的 ADF、PP 和 KPSS 三種單根檢定方法進行檢定, 當結果不同時我們依照多數檢定方法結果一致者為依據, 其結果整理於表 2, 結果顯示美國、德國、日本及英國 4 個國家的股票價格和股利皆有單根結果。

在確定變數具有單根的特性後, 進一步對變數進行共整合檢定, 因為若變數間具有共整合關係, 則股票價格跟股票股利以差分處理後的資料進行分析, 雖然避免了虛假迴歸的問題, 但是又忽略了另一嚴重問題 — 沒有考慮到變數間可能具有長期均衡關係。本文採用 Johansen (1988) 共整合檢定模型中常用的模型三進行線性共整合檢定, 模型三是指沒有限制截距項也不具漂浮項的線性共整合模型, 做為判斷是否存在線性共整合關係的依據, 其檢定結果彙整於表 3。

由表 3 之共整合檢定模型三檢定結果可知, 最大特性根統計量與軌跡統計量之檢定結果皆顯示, 美國、英國和日本的股票價格跟股票股利不存在線性共整合向量, 亦指三國股價指數及股票股利並不存在穩定之長期均衡關係, 換句話說, 股票價格跟股票股利不只在短期時變數間

存在偏離的現象,在長期亦不見穩定的均衡,呈現不規則的隨機波動,唯有德國的股票價格跟股票股利間存在線性共整合向量,表示唯有德國具線性之穩定長期均衡關係。

4.3 非線性共整合檢定結果

雖然我們在實證上得到美國、英國和日本的股票價格跟股票股利間不具線性共整合關係,但 Breitung 認為縱使股票價格跟股票股利間沒有線性的共整合關係,並不代表沒有非線性的共整合關係,我們分別採用兩種不同的檢定方法:線性共整合檢定及非線性共整合檢定比較結果。由於排序檢定是個特殊的分配,其臨界值需查 Breitung (2001) 的表,其檢定結果整理於表 4。

由表 4 檢定結果可觀察到,美國、英國、日本和德國這 4 個國家的統計量皆小於 95 % 顯著水準,所以明顯地皆拒絕虛無假設,證實這 4 個國家的股票價格跟股票股利都具有非線性的共整合關係,值得注意的是美國、英國和日本這 3 個國家,比較前一小節線性共整合檢定結果,雖然這 3 國不存在線性的共整合關係,但是在非線性的實證上卻發現共整合關係,驗證了 Breitung 的觀察,當線性面無法捕捉到變數的關係時,可由非線性的角度去探討線性面所忽略的部份。

在德國的檢定結果中同時具備線性及非線性共整合關係,這種結果並不衝突,當我們作線性模型檢定時,因為局限於線性面而忽略了考慮時間變動因素的非線性面,所以若輔以非線性的角度切入作檢定時,發現也有非線性結果時,即表示兩種方法皆具解釋能力。若結果如美國、英國和日本無線性共整合關係下,卻有非線性長期穩定均衡關係時,就解釋能力上比較,可能在多考慮其他變動因素的非線性共整合檢定解釋能力較強,能捕捉到線性面不足的部份。

4.4 線性因果關係檢定結果

股票價格是否會影響股票股利? 相對的股票股利會不會影響股票價格? 或是存在兩者互相影響

的反饋效果？因此在不同的共整合結果下需分別採用適當的因果關係檢定方法：若變數間存在共整合關係時，則我們利用誤差修正模型進行因果關係檢定；若變數間不具共整合關係時，則我們以差分的 VAR 模型進行因果關係檢定。經由前一小節線性共整合關係檢定結果，美國、日本和英國之股票價格和股票股利不具長期均衡關係，因此以差分的 VAR 模型進行估計，而德國的股票價格和股票股利具長期均衡關係，則以誤差修正模型進行估計，其檢定結果整理於表 5。

由表 5 結果顯示，美國、英國和德國股利對股價存在線性因果關係，反之股價對股利有線性反饋效果的有美國和德國，另外，唯有日本股利對股價沒有線性因果關係；且日本和英國股價對股利沒有線性因果關係。我們推論美、英、德三國股利對股價存在線性因果關係的原因為，資料截取的長度夠長和截取的時間點問題，先前的研究因為當資料期間不夠長時可能礙於訊息不足，或是剛好那段期間無法捕捉到因果關係，一但期間拉長不受短期衝擊影響我們便可發現到股價和股利間的變化具有規則可循，因此我們推論股利對股價具有線性的影響因素，可能為期間夠長或是剛好這段期間內可以捕捉到線性的因果關係。另外英國股價對股利沒有因果關係，我們也歸因於可能在這段期間內剛好無法捕捉到因果關係。

雖然日本為 G 7 國家之一，⁵ 但是在金融方面很受美國牽制，從 1985 年的廣場會議強制日圓升值，到東南亞金融危機美國敲詐日本、要求日圓升值，所以在股市上受美國影響很大，加上迄今被公認的三次石油危機，分別發生在 1973 年、1979 年和 1990 年，而日本研究期間為 1991 年 2 月到 2004 年 12 月，期間正遇第三次的石油危機及 1995 年 1 月 17 日阪神大地震，造成二次大戰以來日本最慘重的災難，導致日經指數重跌，再加上 1997 年 7 月的亞洲金融風暴，由於泰國受到投機性金融活動衝擊而引發了金融危機，泰幣貶值引發一連串骨牌效應，一路從印尼到南韓，日本經濟局勢受其牽動呈現動盪，因此日本的股利對股價主要是受政治經濟局勢影響並沒有線性的因果關係，且股價對股利亦然。

⁵G 7 是指七大工業國：英國、加拿大、法國、德國、義大利、日本及美國，產生於 20 世紀 70 年代中期。

4.5 非線性因果關係檢定結果

過去的文獻都指出股票價格跟股票股利具非線性的特性, 例如 Froot and Obstfeld (1991), Kanas (2005) 等, 這部份的因果關係是線性檢定方法所無法檢驗出來的, 爲了解決上述的問題, 我們進一步利用, Baek and Brock (1992)、Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定, 及 Diks and Panchenko (2004b) 修正後的非線性因果關係檢定統計方法, 嘗試是否能夠檢驗出股票價格和股票股利間是否存在非線性因果關係? 結果彙整於表 6 至表 9。

表 6 爲美國的非線性因果關係結果, 左邊爲 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定結果, 顯示不管是在虛無假設爲股利對股價沒有因果關係或是股價對股利沒有因果關係的檢定結果, 皆不顯著, 因此不管股利對股價或是股價對股利都沒有非線性因果關係, 而右邊 Diks and Panchenko (2004b) 修正後的檢定結果, 傾向於拒絕虛無假設, 間距 0.2 到 0.8 皆拒絕股利對股價沒有因果關係的虛無假設, 檢定另一虛無假設間距 0.1 到 0.8 的結果都在 5% 的水準下顯著, 捕捉到資料非線性的特性, 我們發現到美國股利對股價非但有線性關係且具有非線性能力。

由表 7 的英國 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定結果顯示, 在股利落後第 1 期、第 2 期和第 4 期不顯著外, 其餘各期均對股價有非線性的領先關係, 反之, 股價在落後第 5 期時對股利有非線性的解釋能力, 且在落後第 3 期和第 6 期時對股利在 10 % 信賴水準下顯著, 因此存在非線性關係。另外, 相較修正後的檢定結果發現, 股利在間距 0.3 和 0.8 時對股價在 10 % 信賴水準下顯著存在非線性因果關係, 而股價對股利並沒有反饋效果。

再由表 8 可得知日本的 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定結果, 股利在落後第 7 期及第 8 期顯著, 而對股價存在非線性解釋能力, 且具有 $p\text{-value}=0.00$ 的高顯著性, 而股價對股利沒有反饋效果。採用修正後正確的檢定結果爲, 不管是股價對股利或是股利對股價皆不顯著, 即不存在非線性的因果關係, 日本之所以既沒有線性的影響因素也沒有非線性的因果關係, 可能是受到當時石油危機、1995 年 1 月阪神大地震及 1997 年亞洲金融風暴影響, 所以不再是

基本面所能解釋的部分, 詳細的原因可由泡沫的角度去研究。

最後觀察表 9 德國結果, 在 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定下, 得到同日本一樣的結果, 在第 7 期及第 8 期發現股利對股價具非線性解釋能力, 亦有 $p\text{-value}=0.00$ 的高顯著性, 而股價對股利也沒有反饋效果。在 Diks and Panchenko (2004b) 修正後的檢定結果, 顯示股利於間距 0.4 到 0.6 時對股價在 10 % 信賴水準下顯著存在非線性因果關係, 股價在間距 0.1 到 0.3 不顯著, 其餘各期皆與股利存在非線性的反饋效果。

綜合上面實證彙整於表 10, Hiemstra and Jones (1994) 檢定結果發現, 除了美國外其他各國的股利皆對股價有非線性的影響, 且除了英國之外其他各國股價對股利有非線性的因果關係, 而修正後 Diks and Panchenko (2004b) 檢定結果, 因為除日本外美國、英國和德國股利對股價具有非線性因果關係, 及除英國和德國外美國和日本股價對股利具有非線性的因果關係, 當兩種檢定方法檢定結果不同時, 我們傾向以修正後的 Diks and Panchenko (2004b) 檢定結果為主。

最後我們再與前一小節的線性因果關係結果進行比較, 發現在有線性因果關係結論時, 也可在修正後 Diks and Panchenko (2004b) 檢定中得到非線性的影響關係; 但是在沒有線性因果關係時, 也沒找到非線性因果關係, 兩種結果相符。我們推論無法捕捉到線性面不能解釋的非線性影響因素的理由為: 截取的期間不同或是剛好無法捕捉到股價和股利間的關係, 其中日本截取的期間相當短, 期間正遇第三次的石油危機、1995 年 1 月阪神大地震及 1997 年 7 月的亞洲金融風暴, 加上受美國影響很大, 因此我們推論可能受到政治經濟因素影響很大, 所以股利對股價無非線性因果關係, 而英國期間較 Kanas (2005) 短, 所以可能因資料不足或是剛好在這期間無法捕捉到非線性的因果關係。

4.6 與過去相關文獻對比

對應 Kanas (2005) 結果彙整於表 11 Kanas 的實證結果為 4 國皆無線性共整合關係, 而本

論文實證結果與他的不同之處是德國存在線性共整合關係, 我們推論其可能原因為, 截取的期間不同, Kanas (2005) 的資料探討 1978 年 1 月至 2002 年 5 月, 而本文德國的資料選取自 1973 年 1 月至 2004 年 12 月, 因此可能為期間較長, 訊息較充足, 所以能捕捉到線性共整合關係的結果。且 Kanas 與本文均發現 4 個國家股票價格和股票股利存在非線性的長期均衡關係, 突顯了傳統線性模型往往無法捕捉到非線性的特性。

由表 11 在線性因果關係比較結果顯示, 唯有日本的實証結果, 本文是與 Kanas (2005) 相同, 為股利具領先股價,⁶ 其他三國結論皆相反, 原因可能在於, 資料的長度和截取的時間點問題, 例如, 本文的美國和德國截取的時間較 Kanas (2005) 長, 因此得到股價領先股利的線性關係結果, 而英國雖然時間較 Kanas (2005) 短一些, 但是由於起迄的時間點不同, 本文研究期間為 1986 年 1 月終於 2004 年 12 月, 但是 Kanas (2005) 探討 1978 年 1 月至 2002 年 5 月, 包括 1979 年的第二次的石油危機。而能從股利的角度說明對股價有因果關係, 在 4 國相較下日本截取的期間較短很多, 易受到一些突然與偶發的政經事件影響, 加上日本主要受美國牽制愈不可能看出股價跟股利的因果關係, 所以造就美國、英國和德國不同於 Kanas (2005) 而日本卻相同的結果出現。

非線性因果關係結果顯示, 唯有日本與 Kanas (2005) 不同得到的是沒有非線性因果關係, 而其他國家結果皆一致具有非線性因果關係, 除了時間長短, 檢定方法不同可能是原因, Kanas (2005) 使用的檢定方法為不完善的 Hiemstra and Jones (1994) 檢定, 而本研究採修正後 Diks and Panchenko (2004b) 檢定, 較具可信度。

而本文日本所做的結果符合 Chung and Lee (1998), 其探討日本、韓國、香港與新加坡等四個國家的股價偏離其基本面的現象, 研究指出因香港與新加坡兩個國家的市場較具效率性的情形下, 其股價較難偏離其基本面; 而日本、韓國兩國股票市場較易受到非基本面與非金融

⁶由於 Kanas (2005) 只做出股利對股價間的線性因果關係, 所以我們單純比較股利對股價的影響, 而股價對股利的線性因果關係結果在這裡便不多做比較。

面等因素影響, 如易受到政治面的因素干擾。此實證文獻與本文中所做的日本結果一致, 認為沒有線性亦沒有非線性因果關係之原因主要是受非基本面的泡沫影響為大。

5 結論與建議

傳統財務理論上, Campbell et al. (1997) 股價現值模型指出股票價格是由未來各期股利的折現值所決定, 但許多相關文獻卻指出股利和股價有非線性的特性, 這也意味著, 光就線性模型討論變數間的因果關係, 可能遺漏掉相當多的資料訊息, 而得到偏誤的推論結果。所幸由 CLM 和 Campbell and Shiller (1988a,1988b) 排除計量方法限制, 發展出對數線性的近似方法, 將多考慮了時間變動因素的非線性模型轉為線性模型加以探討。本文採用 Breitung (2001) 的非線性共整合檢定及 Diks and Panchenko (2004b) 修正的非線性因果關係檢定, 探討股價現值模型長短期非線性行爲的特性, 我們將本文實證結果彙編於表 12。

經由表 12 共整合結果顯示, 德國股價對股利具有線性共整合關係, 也具有反饋效果; 而美國、英國和日本等 3 國股市並未與股票股利存在線性共整合之長期均衡關係, 推翻了傳統財務理論上 Campbell et al. (1997) PV 模型的理論, 但是卻可由考慮了變動因素的非線性模型的實證結果得到共整合之長期均衡關係, 應證了由 CLM 和 Campbell and Shiller (1988a,1988b) 提出的非線性模型較具解釋能力, 突顯了傳統線性模型往往無法捕捉到非線性共整合的特性。

而經由表 12 因果關係結果顯示, 美國和德國由於期間長所以股利對股價存在線性因果關係, 也具有反饋效果; 而英國避開了第二次的石油危機, 由傳統的線性模型找到股利對股價具因果關係。另外日本因期間相當短正遇 1990 年第三次石油危機及 1997 年亞洲金融風暴, 所以可能受政經因素影響很大, 因此沒有因果關係。且我們發現到線性因果關係檢定和非因果關係檢定可得到一致性的檢定結果, 表示在解釋能力更大的非線性模型下剛好與傳統的線性模型檢定結果一樣, 兩者並不衝突, 代表傳統的股價現值模型並沒有非線性無法捕捉的部份, 所以和多考慮變動因素的非線性模型皆剛好捕捉到相同的因果關係, 然而我們依然可由共整合結果推論非線性模型較傳統線性模型具解釋能力, 因此由學者及投資者的角度而言, 在探討股價基本面影響時, 應由加入時間變動因素的非線性模型加以探討, 較能捕捉到真實的股價。

本文仍有「未盡其功」之處,茲整理如下供有興趣的學者專家參考。例如本文在探討跨國性的股票定價與股利間基本面的影響關係,僅侷限於美、德、日、英的討論,未來可以延伸至其他國家進行類似的探討。另外,在因果關係檢定時,四國的股價和股利是否礙於資料截取期間的限制所以剛好得到線性與非線性檢定結果一致? 可待未來期間拉長,繼續做實證上的追蹤,這些都是值得擴充研究的議題。

References

- [1] Beak, E. and W. Brock (1992), A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model, working paper, Iowa State University of Wisconsin Madison.
- [2] Binswanger, J. (2004), How Important are Fundamentals?- Evidence from A Structural VAR Model for The Stock Markets in the US, Japan and Europe, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 14, 185–201.
- [3] Breitung, J. (2001), Rank Tests for Nonlinear Cointegration, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 331–340.
- [4] Campbell, J.Y., A.W. Lo and A. C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- [5] Campbell, J.Y. and R. J. Shiller (1987), Cointegration and Tests of Present Value Models, *RJournal of Political Economy*, 95 (5), 1062–1088.
- [6] Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988a), The Dividendeprice Ratio and the Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies*, 1, 195–228.
- [7] Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988b), Stock Prices, Earnings and Expected Dividends, *Journal of Finance*, 43, 661–676.
- [8] Compbell, J.Y. and R.J. Shiller (1989), The Dividend - Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies*, 1, 195–228.
- [9] Chung, H. and B.-S. Lee (1998), Fundamental and Nonfundamental Components in Stock Prices of Pacific-Rim Countries. *Pacific-Basin Journal of Finance*, 6, 321–346.
- [10] Cutler, D.M., J. M. Poterba and L. H. Summers (1991), Speculative Dynamics, *Review of Economic Studies*, 58, 529–546.

- [11] Denken and Keller (1983), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [12] Diks, C. and V. Panchenko, (2004a), A Note on the Hiemstra-Jones Test for Granger Non-Causality, Working paper.
- [13] Diks, C. and V. Panchenko, (2004b), A New Statistic and Practical Guidelines for Non-parametric Granger Causality Testing, Working paper.
- [14] Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- [15] Fama, E.F. and K.R. French (1988b), Dividend Yields and Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 22, 3–25.
- [16] Flood, R. and P. Garber (1980), Market Fundamentals Versus Price-Level Bubbles, the First Tests, *Journal of Political Economy*, 88, 745–770.
- [17] Flood, R. P. and R. J. Hodrick (1990), On Testing for Speculative Bubbles, *Journal of Economic Perspectives*, Vol 4, 2, 85–101.
- [18] Froot, K. A. and M. Obstfeld (1991), Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices, *American Economic Review*, 1189–1214.
- [19] Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
- [20] Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), Spurious Regression in Econometric, *Journal of Econometric*, 2, 111–120.
- [21] Granger, C. W. J. (1991), Some Recent Generalisations of Cointegration and the Analysis of Long-Run Relationships. In: Engle, R.F., Granger, C.W.J. (Eds.), Long-Run Economic Relationships. *Oxford University Press*, 277–287.
- [22] Granger, C. W. J. and J.J. Hallman (1991), Long-Memory Series with Attractors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 11–26.

- [23] Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation, *Journal of Finance*, 49, 1639–1664.
- [24] Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- [25] Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 59, 1551–1581.
- [26] Kanas, A. (2005), Nonlinearity in Stock Price-Dividend Relation, *Journal of International Money and Finance*, 24, 583–606.
- [27] Kiyotaki, N. (1990), Learning and the Value of the Firm, NBER Working Paper No 3480, October.
- [28] Krugman, P. (1987), Trigger Strategies and Price Dynamics in Equity and Foreign Exchange Markets, NBER Working Paper No 2459, December .
- [29] Poterba, J. M. and L. H. Summers (1988), Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications, *Journal of Financial Economics*, 22, 27–59.
- [30] Psaradakis, Z., M. Sola and F. Spagnolo (2004), On Markov Error-Correction Models, with an Application to Stock Prices and Dividends, *Journal of Applied Econometrics*, 19, 69–88.
- [31] Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1–48.
- [32] Summer, L. H. (1986), Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Value? *Journal of Finance*, 41, 591–601.
- [33] West, K. D. (1987), A Specification Test for Speculative Bubbles, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 553–580.

表 1: 各國股價和股利之基本統計量

國家	Mean	S.D.	SK	EK	Max	Min	JB	LB(24)	LBS(24)	ARCH(6)
股價 美國	289.626	281.210	2.533	7.050	1630.739	51.350	5030.881*	36135.998*	33073.796*	43997.388*
英國	41.292	11.915	0.803	-0.541	70.817	24.997	27.289*	4077.875*	3937.840*	1066.740*
日本	12.327	2.462	0.526	0.233	19.350	7.273	8.065*	864.787*	789.227*	225.942*
德國	3.741	2.242	1.409	1.548	11.715	1.382	165.418*	7151.739*	5951.681*	2453.607*
股利 美國	10.001	4.206	0.441	-1.107	18.913	3.784	133.633*	36992.783*	37260.154*	842502.443*
英國	0.046	0.018	0.149	-1.276	0.020	0.081	16.318*	4762.684*	4440.618*	818.169*
日本	0.009	0.001	0.185	-0.803	0.012	0.006	5.445	617.923*	579.086*	144.506*
德國	0.040	0.025	0.879	-0.358	0.109	0.012	51.538*	8441.582*	7784.107*	3715.730*

(1) * 表示在 5% 的水準下顯著。

(2) Mean 和 S.D. 表示在各國股價的平均數及標準差;Max 為最大的觀察值;Min 為最小的觀察值。

(3) SK 為偏態係數, 當它的值為 0 時為常態分配; 其值為正則這個分配有一個長的右尾; 為負則這個分配有一個長的左尾。

(4) EK 峰態係數, 當它的值為 3 時為常態峰; 其值大於 3 則這個分配為高狹峰; 小於 3 則這個分配為低闊峰。

(5) JB 為 Jarque-Bera 統計量, 目的在於測試這個序列是否為常態分配。

(6) LB(24) 為股價的 Ljung-Box Q 統計值, 落後期數為 24。

(7) LBS(24) 為股價平方的 Ljung-Box Q 統計值, 落後期數為 24。

(8) ARCH(6) 為 ARCH 統計量, 落後期數為 6, 目的在於檢測這個序列是否具有 ARCH 效果。

表 2: 單根檢定結果

τ_τ						
	ADF_P	ADF_D	PP_P	PP_D	$KPSS_P$	$KPSS_D$
美國	-2.25	-3.74†	-1.05	-2.01	3.09†	2.45†
英國	-1.21	-2.20	-1.31	-2.81	0.42†	0.34†
日本	-2.30	-2.59	-2.64	-2.93	0.16†	0.20†
德國	-2.31	-1.89	-2.25	-2.17	0.41†	1.23†
臨界值	-3.43	-3.43	-3.42	-3.42	0.15	0.15
τ_μ						
	ADF_P	ADF_D	PP_P	PP_D	$KPSS_P$	$KPSS_D$
美國	0.89	-0.97	0.31	-0.36	16.52†	26.61†
英國	-1.28	-1.68	-1.61	-1.63	2.79†	4.12†
日本	-2.03	-2.52	-2.29	-2.86	0.96†	0.29
德國	-1.49	-3.43†	-1.38	-1.45	5.15†	6.58†
臨界值	-2.88	-2.88	-2.88	-2.88	0.46	0.4

註 (1) ADF 和 PP 檢定的虛無假設: 有單根; $KPSS$ 檢定的虛無假設: 沒有單根。

註 (2) † 表示在 5% 的水準下顯著。

註 (3) τ_τ 表示有常數項及趨勢項之檢定; τ_μ 表示只有常數項之檢定。

表 3: 線性共整合檢定

最大特性根檢定						
H_0	H_1	美國	英國	日本	德國	95%顯著水準
$r = 0$	$r = 1$	9.82	3.04	9.12	17.38†	14.88
$r \leq 0$	$r = 2$	0.41	2.79	4.89	5.57	8.07
線性共整合關係		沒有	沒有	沒有	有	
軌跡檢定						
H_0	H_1	美國	英國	日本	德國	95%顯著水準
$r = 0$	$r \geq 1$	10.23	5.83	14.01	22.96 †	17.86
$r \leq 0$	$r \geq 2$	0.55	2.79	4.89	5.57	8.07
線性共整合關係		沒有	沒有	沒有	有	

註 (1) † 表示在 5% 的水準下顯著。
虛無假設為沒有線性共整合關係。

表 4: 非線性共整合檢定

統計量	美國	英國	日本	德國	95%顯著水準
κ_T^*	0.0277†	0.1043†	0.1043†	0.0693†	0.3635
ζ_T^*	0.0001†	0.0926†	0.0019†	0.0009†	0.0188
Ξ_T^*	0.0002†	0.0019†	0.0026†	0.0011†	0.0197
非線性共整合關係	有	有	有	有	

註 (1) † 表示在 5% 的水準下顯著。
虛無假設為沒有非線性共整合關係。

表 5: 線性 Granger 因果關係檢定

股利 \nrightarrow 股價				
統計量	美國	英國	日本	德國
F 統計量	1.62[0.05]†	13.78[0.00]†	0.70[0.40]	1.67[0.03]†
線性因果關係	有	有	沒有	有
股價 \nrightarrow 股利				
統計量	美國	英國	日本	德國
F 統計量	3.23[0.00]†	1.16[0.30]	0.01[0.93]	1.54[0.06]†
線性因果關係	有	沒有	沒有	有

註 (1) † 表示在 5% 的水準下顯著。

註 (2) [] 大括號內為 P 值。

註 (3) 股利 \nrightarrow 股價, 表示股利對股價沒有 Granger 因果關係; 股價 \nrightarrow 股利, 表示股價對股利沒有 Granger 因果關係。

表 6: 非線性 Granger 因果關係檢定—美國

Hiemstra and Jones (1994) 檢定		Diks and Panchenko (2004b) 檢定	
H_0 : 股利對股價報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.50[0.31]	0.1	1.14[0.13]
2	0.63[0.26]	0.2	1.83[0.03]†
3	1.00[0.16]	0.3	3.14[0.00]†
4	1.00[0.16]	0.4	3.38[0.00]†
5	0.87[0.19]	0.5	3.57[0.00]†
6	0.69[0.24]	0.6	3.69[0.00]†
7	0.89[0.19]	0.7	3.78[0.00]†
8	0.87[0.19]	0.8	3.61[0.00]†
H_0 : 股價對股利報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.64[0.26]	0.1	2.31[0.01]†
2	0.85[0.20]	0.2	2.70[0.00]†
3	1.04[0.15]	0.3	3.31[0.00]†
4	1.10[0.13]	0.4	3.19[0.00]†
5	1.02[0.15]	0.5	3.51[0.00]†
6	0.86[0.20]	0.6	3.20[0.00]†
7	0.97[0.16]	0.7	2.96[0.00]†
8	0.91[0.18]	0.8	2.59[0.00]†

註 (1) † 表示在 5% 的水準下顯著。

表 7: 非線性 Granger 因果關係檢定—英國

Hiemstra and Jones (1994) 檢定		Diks and Panchenko (2004b) 檢定	
H_0 : 股利對股價報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.33[0.37]	0.1	-0.73[0.23]
2	1.14[0.13]	0.2	0.47[0.32]
3	1.34[0.09]++	0.3	1.39[0.08]++
4	0.88[0.19]	0.4	0.65[0.26]
5	1.71[0.04]†	0.5	0.35[0.36]
6	2.27[0.01]†	0.6	1.07[0.14]
7	2.40[0.01]†	0.7	1.16[0.12]
8	1.82[0.03]†	0.8	1.29[0.10]++
H_0 : 股價對股利報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.88[0.19]	0.1	0.06[0.48]
2	1.13[0.13]	0.2	0.24[0.40]
3	1.27[0.10]++	0.3	-0.65[0.26]
4	0.81[0.21]	0.4	-0.60[0.27]
5	1.87[0.03]†	0.5	-0.08[0.47]
6	1.49[0.07]++	0.6	0.48[0.32]
7	1.10[0.14]	0.7	0.45[0.33]
8	0.99[0.16]	0.8	0.46[0.32]

註 (1) †, ++ 表示在 5%、10% 的水準下顯著。

表 8: 非線性 Granger 因果關係檢定－日本

Hiemstra and Jones (1994) 檢定		Diks and Panchenko (2004b) 檢定	
H_0 : 股利對股價報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	-0.24[0.60]	0.1	0.78[0.22]
2	-0.39[0.65]	0.2	0.47[0.32]
3	-0.06[0.52]	0.3	0.98[0.16]
4	0.39[0.35]	0.4	0.09[0.46]
5	0.29[0.39]	0.5	0.23[0.41]
6	0.20[0.42]	0.6	-0.56[0.29]
7	4.67[0.00]†	0.7	-0.17[0.43]
8	4.87[0.00]†	0.8	-0.16[0.44]
H_0 : 股價對股利報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.27[0.39]	0.1	0.45[0.33]
2	0.11[0.46]	0.2	-0.60[0.28]
3	-0.01[0.51]	0.3	-0.38[0.35]
4	-0.02[0.51]	0.4	-0.28[0.39]
5	-0.15[0.56]	0.5	-0.21[0.42]
6	-0.28[0.61]	0.6	-0.99[0.16]
7	0.48[0.32]	0.7	-1.14[0.13]
8	NA	0.8	-1.05[0.15]

註 (1) †, †† 表示在 5%、10% 的水準下顯著。

註 (2) NA 表示資料不足無法顯示。

表 9: 非線性 Granger 因果關係檢定—德國

Hiemstra and Jones (1994) 檢定		Diks and Panchenko (2004b) 檢定	
H_0 : 股利對股價報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	-1.45[0.93]	0.1	0.22[0.41]
2	-0.53[0.70]	0.2	0.66[0.26]
3	0.00[0.50]	0.3	0.34[0.37]
4	0.08[0.47]	0.4	-1.37[0.08]++
5	0.20[0.40]	0.5	-1.28[0.10]++
6	0.36[0.35]	0.6	-1.52[0.06]++
7	5.92[0.00]†	0.7	-0.45[0.33]
8	4.96[0.00]†	0.8	-0.64[0.26]
H_0 : 股價對股利報酬沒有因果關係			
$L_r = L_d$	T 統計量 [P 值]	間距 (ϵ)	T 統計量 [P 值]
1	0.20[0.42]	0.1	0.63[0.26]
2	0.02[0.49]	0.2	-0.41[0.34]
3	-0.19[0.58]	0.3	-0.77[0.22]
4	0.18[0.43]	0.4	-2.70[0.00]†
5	0.31[0.38]	0.5	-3.37[0.00]†
6	0.48[0.32]	0.6	-3.00[0.00]†
7	0.00[0.50]	0.7	-2.54[0.01]†
8	NA	0.8	-2.77[0.00]†

註 (1) †, †† 表示在 5%、10% 的水準下顯著。

註 (2) NA 表示資料不足無法顯示。

表 10: 非線性 Granger 因果關係檢定結果比較

Hiemstra and Jones (1994) 檢定		Diks and Panchenko (2004b) 檢定	
國家	股利對股價報酬因果關係	股利對股價報酬因果關係	
美國	沒有	有	
英國	有	有	
日本	有	沒有	
德國	有	有	
國家	股價對股利報酬因果關係	股價對股利報酬因果關係	
美國	沒有	有	
英國	有	沒有	
日本	沒有	沒有	
德國	沒有	有	

註 (1) 當 Hiemstra and Jones (1994) 檢定結果與 Diks and Panchenko (2004b) 檢定結果衝突時, 偏向以 Diks and Panchenko (2004b) 檢定結果為主。

表 11: 與 Kanas (2005) 比較

	Kanas (2005) 結果				本文結果			
	美國	英國	日本	德國	美國	英國	日本	德國
線性共整合關係	沒	沒	沒	沒	沒	沒	沒	有
非線性共整合關係	有	有	有	有	有	有	有	有
線性因果關係	沒有	沒有	沒有	沒有	有	有	沒有	有
非線性因果關係	有	有	有	有	有	有	沒有	有

註 (1) 虛無假設: 股利對股價沒有 Granger 因果關係。

表 12: 本文結果

	美國	英國	日本	德國
股利 \nrightarrow 股價				
股價 \nrightarrow 股利				
線性共整合關係	沒有	沒有	沒有	有
非線性共整合關係	有	有	有	有
股利 \nrightarrow 股價				
線性因果關係	有	有	沒有	有
非線性因果關係	有	有	沒有	有
股價 \nrightarrow 股利				
線性因果關係	有	沒有	沒有	有
非線性因果關係	有	沒有	沒有	有

註 (1) 股利 \nrightarrow 股價, 表示虛無假設: 股利對股價沒有 Granger 因果關係; 股價 \nrightarrow 股利, 表示虛無假設: 股價對股利沒有 Granger 因果關係。

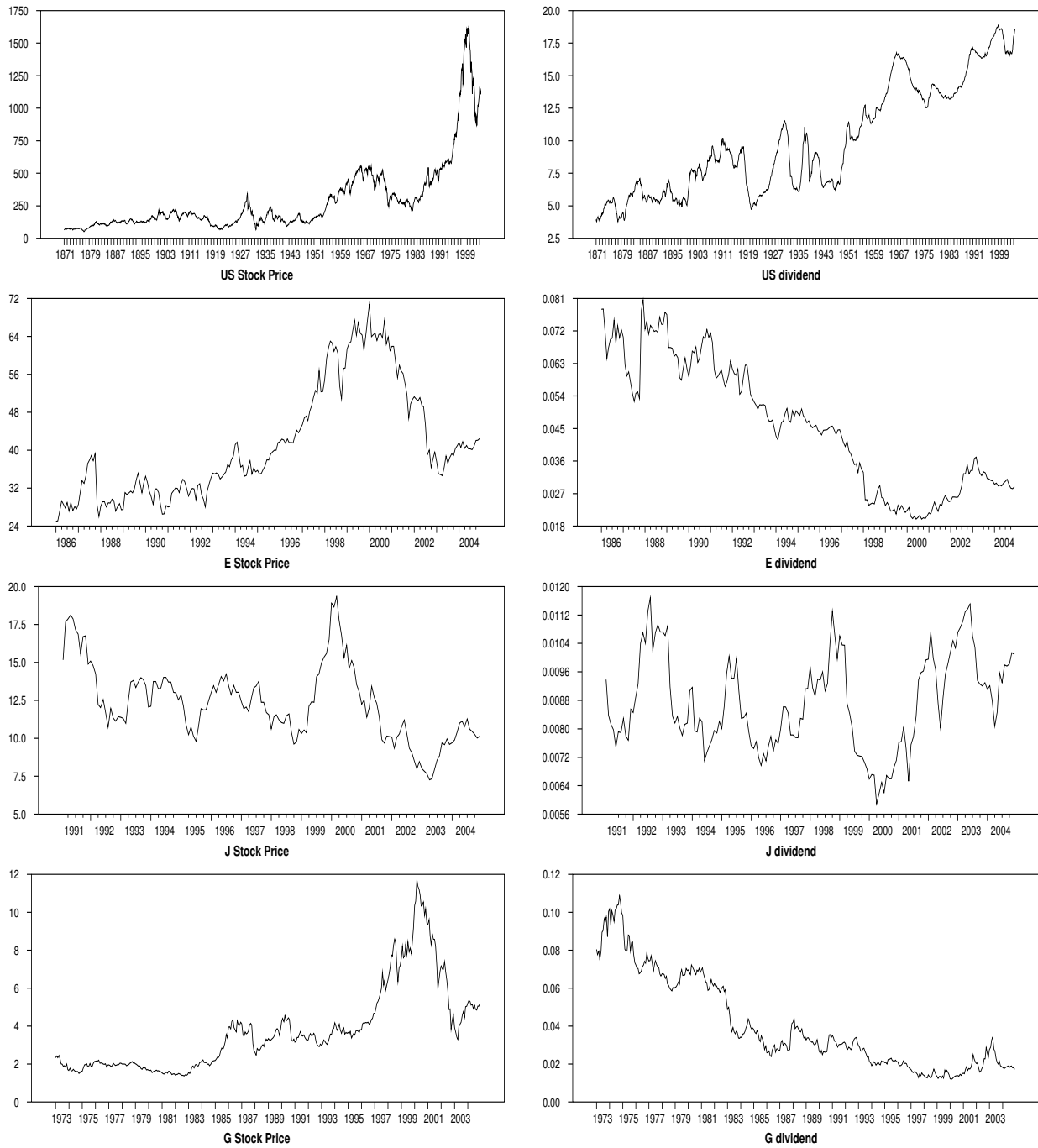


圖 1: 各國股價及股利原始資料值